

ESTIMAÇÃO DE CONTRASTES DE MÉDIAS DE TRATAMENTOS EM UM EXPERIMENTO EM BLOCOS AO ACASO, UTILIZANDO AS ANÁLISES CLÁSSICA E ESPACIAL

Marina Rodrigues Maestre¹; Décio Barbin¹; Paulo Justiniano Ribeiro Jr²; Cláudio Roberto Marciano³; Fernando Carvalho Oliveira⁴

¹ ESALQ/USP, LCE, Av. Pádua Dias, 11 CP 9, CEP 13418-900, Piracicaba, SP

E-mail: ninamaestre@yahoo.com.br

² UFPR, LEG, CP 19081, CEP 81531-990, Curitiba, PR

³ UENF/CCTA, LSOL, Av. Alberto Lamego, 2000, Pq Califórnia, CEP 28013-602, Campos dos Goytacazes, RJ

⁴ Biossola Agricultura & Ambiente Ltda, Rua Campos Salles, 1818, sala 24, CEP 13416-310, Piracicaba, SP

RESUMO

Experimentos de campo, normalmente, se apóiam nos princípios da experimentação de aleatorização, repetição e controle local para garantir inferências válidas de testes que, usualmente, se baseiam em pressupostos de independência. Entretanto, tal pressuposto pode ser violado pelo fato de parcelas geograficamente mais próximas poderem apresentar maior associação do que parcelas separadas por distâncias maiores. Detectar e incorporar tais associações explicitamente no modelo é o objetivo da análise espacial de experimentos. Nesse trabalho foi considerado um delineamento em blocos ao acaso, no qual se registraram as coordenadas dos centros das parcelas, a fim de se estender para o modelo usual de análise, considerando a dependência espacial. A variável resposta é a concentração de carbono orgânico no solo, utilizando-se observações feitas antes da aplicação dos tratamentos e um ano após a aplicação d. São comparados os resultados das análises tradicional e espacial na estimação de contrastes de médias dos tratamentos. O método de estimação foi o de mínimos quadrados ordinários, que considera que os erros não são correlacionados. Considerando-se a dependência espacial, foi utilizado o modelo geoestatístico, que consiste na adição de um efeito aleatório com correlação espacial. Neste modelo foi, inicialmente, verificada a presença da dependência espacial e os métodos de inferência considerados foram o do variograma seguido de mínimos quadrados generalizados e máxima verossimilhança. Através de algumas medidas de comparação para esses métodos de estimação o método dos contrastes de médias de tratamentos que apresentou as medidas mais dispersas foi o dos mínimos quadrados ordinários e, as menos dispersas foi o da máxima verossimilhança. Os intervalos de confiança para contrastes de interesse mostraram que, na análise espacial, outros contrastes, além daqueles que foram observados na análise clássica, diferiram de zero significativamente. Os resultados mostram que, no experimento considerado, os contrastes são estimados com maior eficiência quando é levada em consideração a autocorrelação dos erros.

Palavras-chave: análise espacial de experimentos, geoestatística, variograma, mínimos quadrados ordinários, máxima verossimilhança.

ESTIMATION OF TREATMENTS MEANS CONTRASTS, IN A RANDOM BLOCKS MODEL, USING THE CLASSICAL AND SPATIAL ANALYSIS

ABSTRACT

Field experiments follow principles of randomization, replication and local control in order to ensure valid inferences on tests which usually rely on the independence assumptions. However, such assumption can be violated when adjacent plots shows greater similarity than the ones further apart. Spatial analysis of experiments aims to build such patterns in the assumed model. This work considers a randomized blocks experiments recording centroid coordinates of the plots extending the usual model to incorporate the spatial dependence. The response variable is the soil organic carbon concentration, with observations taken before the allocation of the treatments and combined with effects given by observations taken in the subsequent year. Results from classical and spatial analysis are compared in estimation of contrasts of treatments means. Ordinary least squares are used for the method considering errors are not correlated, whereas, for the spatial analysis, the geostatistical model is assumed and inferences are based on variogram follow by generalized least squares and maximum likelihood. Comparisons based on some performance measures show the ordinary least squares results are more dispersed and the maximum likelihood method shows less dispersion. Confidence intervals show more significant differences for the contrasts for the spatial analysis.

Key words: spatial analysis of experiments, geostatistics, variogram, least squares, maximum likelihood.

INTRODUÇÃO

Fatores não controlados em um experimento são responsáveis pelas variações casuais nas observações. Essas variações expressam os erros experimentais, que são decorrentes da heterogeneidade entre as parcelas. Quanto menor o erro experimental, melhor será a precisão dos testes estatísticos para comparações de médias e contrastes de interesse.

A análise experimental clássica baseia-se em três princípios básicos, estabelecidos por Fisher (1935), que são repetição, casualização e controle local (Barbin, 2003). Respeitando-se esses três princípios básicos, assume-se que os erros são independentes. Como a independência dos erros ignora a correlação espacial entre as parcelas adjacentes (GRONDONA; CRESSIE, 1991), as posições das unidades experimentais são normalmente ignoradas, na abordagem clássica. Entretanto, na

análise de experimentos de campo sem atribuição de tratamentos, chamados de ensaios em branco, são encontrados padrões que indicam presença de dependência espacial, violando a suposição de independência dos erros, ou seja, indicando que os erros são correlacionados.

Muitos autores como Grondona e Cressie (1991), Zimmerman e Harville (1991), Cullis e Gleeson (1991), entre outros, propõem uma abordagem que considere a disposição espacial das unidades experimentais, por meio de modelos geoestatísticos. Ribeiro Jr (1995) destaca que a geoestatística não é um tipo especial, diferente ou alternativo de estatística. Nesta modelagem, cada observação é descrita não apenas pelo seu valor, mas também por informações de sua posição, expressa por um sistema de coordenadas. Segundo Pilon (2004), na análise geoestatística, a distância entre as parcelas é considerada para modelar a dependência espacial por meio de uma

matriz de variâncias e covariâncias residuais. Cressie (1993) mostra os efeitos da dependência espacial em planejamentos de experimentos. O autor enfatiza que, se for detectada a presença de autocorrelação e se essa informação for utilizada na análise estatística, estimativas mais eficientes dos contrastes entre as médias dos tratamentos são garantidas, caso contrário, diferenças reais podem não ser detectadas.

Para determinar se o modelo espacial é adequado para análise de um experimento, pode-se avaliar o variograma dos resíduos de uma análise convencional e, uma outra alternativa, aplicar o teste da verossimilhança, comparando modelos com e sem o termo espacial. No caso de observações normais e indicação do modelo espacial, as análises para determinação de efeitos de tratamentos e estimativas de contrastes são obtidas através dos mínimos quadrados generalizados.

O objetivo deste trabalho é comparar esses métodos de estimação dos contrastes de médias de tratamentos para dados de um experimento em blocos ao acaso, verificando, inicialmente, se existe variabilidade espacial. Na presença dessa variabilidade, discute-se as significâncias dos contrastes obtidas através dos diferentes métodos de estimação.

MATERIAL E MÉTODOS

Os dados foram adaptados de Marciano (1999), que realizou um experimento em blocos casualizados, com quatro repetições e nove tratamentos, conduzido nos anos agrícolas de 1996/1997 e 1997/1998, em condições de campo, na área da Estação Experimental do Instituto Agrônomo de Campinas, em Piracicaba – SP. Como planta-teste, foi utilizada a cana-de-açúcar (*Saccharum officinarum*) variedade RB-78-5148, implantada em ciclo anual no ano agrícola de 1996/1997 e

cultivada como soqueira no ano agrícola de 1997/1998.

A variável em estudo é a concentração do carbono orgânico no solo, sob o efeito de dois diferentes resíduos de origem urbana: o lodo de esgoto que, anaerobicamente digerido, foi proveniente da Estação de Tratamento de Esgotos de Barueri – SABESP, de Barueri – SP, e o composto de lixo, proveniente da Usina de Tratamento de Lixo da Cidade de São Jorge – Prefeitura Municipal de Santo André, Santo André – SP (MARCIANO, 1999). Os tratamentos foram: (1) Calagem + Adubação mineral; (2) Testemunha para o lodo; (3) Lodo de esgoto, dose A; (4) Lodo de esgoto, dose B; (5) Lodo de esgoto, dose C; (6) Testemunha para o composto; (7) Composto de lixo, dose A; (8) Composto de lixo, dose B; (9) Composto de lixo, dose C. A calagem e a adubação mineral do tratamento (1) seguiram as recomendações técnicas para a cultura da cana-de-açúcar. As doses de lodo de esgoto foram: dose A=33 Mg ha⁻¹, dose B=66 Mg ha⁻¹ e dose C=99 Mg ha⁻¹ do material seco (respectivamente 100 Mg ha⁻¹, 200 Mg ha⁻¹ e 300 Mg ha⁻¹ do material úmido). As doses do composto de lixo foram: dose A=20 Mg ha⁻¹, dose B=40 Mg ha⁻¹ e dose C=60 Mg ha⁻¹ do material seco (respectivamente 39 Mg ha⁻¹, 78 Mg ha⁻¹ e 117 Mg ha⁻¹ do material úmido).

O conteúdo de matéria orgânica do solo, alterado pelos tratamentos, principalmente pela aplicação de lodo de esgoto ou composto de lixo, foi acompanhada através da determinação dos teores de carbono oxidável do solo, realizada em amostras coletadas periodicamente na camada entre 0 e 0,20 m de profundidade. O C-oxidável foi determinado pela sua oxidação em solução 1N de dicromato de potássio (K₂Cr₂O₇) em meio ácido (H₂SO₄ concentrado), seguida de titulação com solução padronizada de sulfato ferroso amoniacal [Fe(NH₄)₂(SO₄)₂] (MARCIANO, 1999).

No experimento original foram coletados dados de teores de carbono orgânico para caracterizar o solo no início do experimento, portanto, sem a aplicação de tratamentos. Nas análises efetuadas aos dados iniciais, de ensaio em branco, foram adicionados os efeitos de tratamentos e blocos, estimados a partir dos dados coletados um ano após a aplicação dos tratamentos, e considerados como efeitos verdadeiros, visando a comparação das metodologias.

O modelo estatístico para experimento em blocos ao acaso é:

$$Y_{ij} = \tau_i + \omega_j + \varepsilon_{ij}, \quad (1)$$

sendo, Y_{ij} a variável resposta, τ_i a média do i -ésimo tratamento, ω_j o efeito do j -ésimo bloco e ε_{ij} o erro aleatório da (i,j) -ésima parcela, com possível autocorrelação entre os ε_{ij} .

O modelo acima em notação matricial $Y = X\beta + \varepsilon$, onde β contém os parâmetros dos efeitos de tratamentos e blocos. A comparação entre os tratamentos é definida por uma matriz C que define contrastes de interesse:

$$C = \begin{bmatrix} 1 & -1/8 & -1/8 & -1/8 & -1/8 & -1/8 & -1/8 & -1/8 & -1/8 \\ 0 & 1/4 & 1/4 & 1/4 & 1/4 & -1/4 & -1/4 & -1/4 & -1/4 \\ 0 & 1 & -1/3 & -1/3 & -1/3 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & -1/2 & -1/2 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & -1/3 & -1/3 & -1/3 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & -1/2 & -1/2 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & -1 \end{bmatrix} \quad (2)$$

- a adubação mineral contra todos os outros tratamentos

- testemunha de cada tratamento contra as respectivas doses e os contrastes entre as diferentes doses de cada tratamento.

Na análise convencional, os dados foram submetidos à análise da variância e os parâmetros estimados pelo método de mínimos quadrados ordinários, com erros

independentes.. Neste caso, o vetor de contrastes de médias de tratamentos é estimado por

$$\bar{C}\beta_{MQO} = C(X'X)^{-1}X'y, \quad (3)$$

onde C é a matriz dos coeficientes dos contrastes, β é o vetor de estimativas dos parâmetros, X é a matriz do delineamento e y é o vetor de observações. A estimativa da variância das estimativas dos contrastes é encontrada por,

$$\widehat{var}(\bar{C}\beta_{MQO}) = \hat{\sigma}^2 C(X'X)^{-1}C'. \quad (4)$$

em que, $\hat{\sigma}^2$ é igual a $\hat{\varepsilon}'\hat{\varepsilon}/[n - posto(X)]$ e $\hat{\varepsilon}$ é o vetor de resíduos estimados, $\hat{\varepsilon} = y - X\bar{\beta}_{MQO}$. Os erros padrão para os contrastes são dados pelas raízes quadradas dos elementos da diagonal de (4).

De forma análoga, foram calculadas as estimativas dos parâmetros e dos contrastes pelos métodos espaciais. Foi utilizado o modelo geoestatístico, através dos métodos do variograma seguido de mínimos quadrados generalizados e o da máxima verossimilhança.

As estimativas dos contrastes para esses métodos são encontradas por (5) e (6), respectivamente, e as duas diferentes notações para a matriz de covariância simplesmente indicam as diferentes estratégias de estimação,

$$\bar{C}\beta_{MQG} = C(X'\Gamma^{-1}X)^{-1}X'\Gamma^{-1}y \quad (5)$$

sendo, Γ^{-1} a inversa da matriz do variograma,

$$\bar{C}\beta_{MV} = C(X'G(\theta)X)^{-1}X'G(\theta)y, \quad (6)$$

sendo que $\theta = (\tau^2, \sigma^2, \phi)$, denota o conjunto de parâmetros que define a matriz de covariância. Note que $G(\theta) = \tau^2 I + \sigma^2 R(\phi) = \sigma^2 V$, em que I é a matriz identidade e $R(\phi)$ é a matriz de dimensão $n \times n$, com o (i,j) -ésimo elemento dado por $r_{ij} = \rho(\|x_i - x_j\|; \phi)$.

As matrizes das estimativas de variâncias dos contrastes estimados para os métodos do modelo geoestatístico são dadas por,

$$\widehat{var}(\bar{C}\beta_{MQG}) = C(X'\Gamma^{-1}X)^{-1}C', \quad (7)$$

e por,

$$\widehat{\text{var}}(\widehat{C\beta}_{MV}) = \hat{\sigma}^2 C(X'V^{-1}X)^{-1}C', \quad (8)$$

sendo, $\hat{\sigma}^2 = n^{-1}(y - X\widehat{\beta})'V^{-1}(y - X\widehat{\beta})$, e os respectivos erros quadráticos das estimativas dos contrastes são dados pela raiz quadrada dos elementos da diagonal da matriz de variâncias estimadas.

As medidas utilizadas para comparar os métodos foram:

- (i.) estimativas dos contrastes de médias entre tratamentos, como em (3), (5) e (6);
- (ii.) diferenças absolutas, calculadas por,

$$\text{dif} = |c_j - \hat{c}_j|, \quad j = 1, \dots, 8;$$

- (iii.) medidas de dispersão, calculadas da seguinte forma,

$$D = \sum_{j=1}^m (c_j - \hat{c}_j)^2;$$

- (iv.) erros quadráticos, e

- (v.) intervalos de confiança calculados adotando-se o nível de 5% de significância, conforme a expressão

$$IC(c_j) = \hat{c}_j \pm z_{\alpha} \sqrt{\widehat{\text{var}}(\hat{c}_j)}, \quad j = 1, \dots, 8. \quad (9)$$

O programa estatístico utilizado para a realização dos cálculos foi o R – versão 2.6.2 (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2008) e o pacote utilizado para as análises espaciais foi o geoR (RIBEIRO Jr; DIGGLE, 2001).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

A análise da variância clássica (Tabela 1) mostrou que os efeitos de tratamentos são significativos.

Tabela 1. Análise da Variância (ANOVA) Clássica

Causa de variação	G.L.	SQ	QM	F	P-valor
Tratamentos	8	36,99	4,62	5,07	< 0,0001
Blocos	3	2,11	0,70		
Resíduos	24	21,90	0,91		
Total	35	61			

Para dedectar a presença de dependência espacial comparou-se as verossimilhanças maximizadas, que para o modelo espacial foi -36,47 e para o modelo sem dependência espacial foi -42,13. Pelo teste da razão de verossimilhança tem-se que o dobro da diferença entre estes valores tem distribuição χ^2 com dois graus de liberdade, que correspondem ao número de parâmetros adicionais do modelo espacial. O teste indica que o melhor modelo é o

geoestatístico, mostrando que, utilizando as estimativas dos parâmetros espaciais, é possível quantificar a dependência entre as parcelas dentro dos blocos. A Tabela 2 mostra as estimativas dos parâmetros do modelo (1) de blocos ao acaso, utilizando os métodos de estimação dos mínimos quadrados ordinários, dos mínimos quadrados generalizados e da máxima verossimilhança, sendo os dois últimos do modelo geoestatístico.

Tabela 2. Estimativas dos parâmetros para os métodos em estudo

	$\hat{\tau}_1$	$\hat{\tau}_2$	$\hat{\tau}_3$	$\hat{\tau}_4$	$\hat{\tau}_5$	$\hat{\tau}_6$	$\hat{\tau}_7$	$\hat{\tau}_8$	$\hat{\tau}_9$	$\hat{\omega}_1$	$\hat{\omega}_2$	$\hat{\omega}_3$	$\hat{\omega}_4$
$\widehat{\beta}_{MQO}$	0,95	2,25	3,24	2,92	2,56	0,65	1,90	3,42	3,73	5,16	5,25	5,79	5,42
$\widehat{\beta}_{MQG}$	1,20	2,00	3,01	3,34	3,02	0,75	2,15	3,03	3,99	5,37	5,48	6,02	5,62
$\widehat{\beta}_{MV}$	1,13	1,97	3,00	3,27	2,96	0,71	2,10	3,02	3,93	5,27	5,38	5,92	5,53

Os valores médios para os tratamentos das concentrações de carbono orgânico no solo variaram entre os métodos considerados (Tabela 2). Os métodos ainda mostram coerência nos resultados, pois, em todos, as menores estimativas foram para os parâmetros τ_6 , referente ao efeito do tratamento 6 – Testemunha para o composto de lixo, e ω_1 , referente ao efeito do bloco 1, e as maiores estimativas para τ_9 , referente ao

efeito do tratamento 9 – Composto de lixo, dose C, e ω_3 , referente ao efeito do bloco 3.

O método iterativo do variograma, seguido de mínimos quadrados generalizados (MQG), convergiu a partir da segunda iteração e o semivariograma resultante é dado na Figura 1, em que os parâmetros espaciais estimados são $\hat{\sigma}^2 = 1,7$, $\hat{\phi} = 192,7$ e $\hat{\tau}^2 = 0,3$

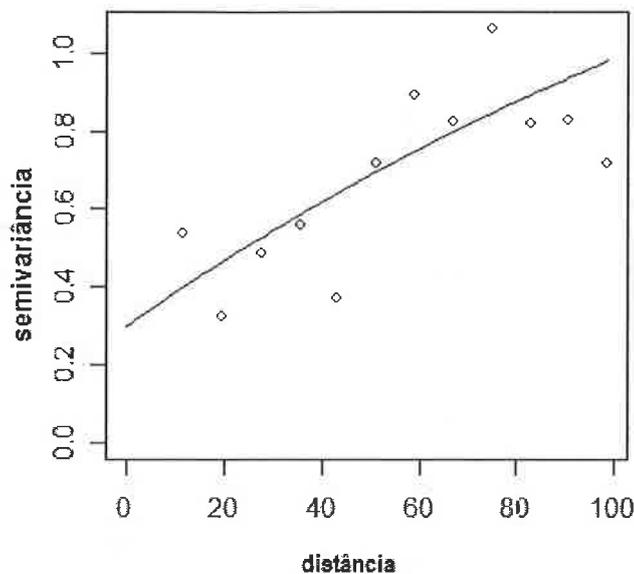


Figura 1. Semivariograma Empírico para os dados do carbono orgânico e a curva exponencial ajustada aos parâmetros espaciais

As estimativas dos contrastes podem ser comparadas aos verdadeiros valores dos mesmos pela medida de dispersão (D) (Tabela 3). O método que apresentou a maior dispersão quanto às estimativas dos

contrastos das médias de tratamentos foi o dos mínimos quadrados ordinários, enquanto o método da máxima verossimilhança foi o que apresentou a menor dispersão (Tabela3)

Tabela 3. Valores verdadeiros dos contrastes (c_i), suas estimativas para os métodos em estudo e medidas de dispersão (D)

	c_1	c_2	c_3	c_4	c_5	c_6	c_7	c_8	D
$\Delta\beta$	-1,43	0,08	-1,06	-0,18	-0,09	-1,59	-1,27	-0,54	-
$\bar{\Delta}\beta_{MQO}$	-1,63	0,32	-0,66	0,50	0,36	-2,37	-1,68	-0,32	1,73
$\bar{\Delta}\beta_{MQG}$	-1,46	0,36	-1,13	-0,17	0,32	-2,31	-1,35	-0,96	0,95
$\bar{\Delta}\beta_{MV}$	-1,49	0,36	-1,10	-0,12	0,31	-2,31	-1,38	-0,91	0,91

As diferenças absolutas entre os contrastes estimados e os seus verdadeiros valores estão na Tabela 4, onde pode ser observado que o método dos mínimos

quadrados ordinários, na maioria dos contrastes, é o que apresenta as maiores diferenças absolutas. Os métodos do modelo geoestatístico não diferiram entre si.

Tabela 4. Diferenças absolutas entre os contrastes estimados e os seus verdadeiros valores

	$ c_1 - \hat{c}_1 $	$ c_2 - \hat{c}_2 $	$ c_3 - \hat{c}_3 $	$ c_4 - \hat{c}_4 $	$ c_5 - \hat{c}_5 $	$ c_6 - \hat{c}_6 $	$ c_7 - \hat{c}_7 $	$ c_8 - \hat{c}_8 $
MQO	0,20	0,24	0,40	0,68	0,45	0,77	0,41	0,22
MQG	0,04	0,29	0,07	0,00	0,41	0,71	0,09	0,42
MV	0,06	0,28	0,04	0,06	0,40	0,72	0,11	0,37

Após encontrar as matrizes das variâncias estimadas dos contrastes estimados, calcularam-se os valores dos erros quadráticos estimados mostrados (Tabela 5). Os menores valores foram para o

método da máxima verossimilhança, seguidos pelo de mínimos quadrados generalizados e os maiores valores foram para o método dos mínimos quadrados ordinários

Tabela 5. Estimativas dos erros quadráticos dos contrastes para os métodos em estudo

	\hat{c}_1	\hat{c}_2	\hat{c}_3	\hat{c}_4	\hat{c}_5	\hat{c}_6	\hat{c}_7	\hat{c}_8
$\hat{e}q_{MQO}$	0,51	0,34	0,55	0,58	0,68	0,55	0,58	0,68
$\hat{e}q_{MQG}$	0,33	0,21	0,37	0,41	0,46	0,37	0,38	0,46
$\hat{e}q_{MV}$	0,32	0,21	0,35	0,39	0,44	0,35	0,36	0,43

Os intervalos de confiança($p=0,05$) para os contrastes entre médias de tratamentos encontram-se na Tabela 6 e os que se encontram em destaque são os que diferem de zero significativamente. Os métodos do modelo geoestatístico, que são o variograma seguido de mínimos quadrados generalizados e a máxima verossimilhança, apresentaram contrastes de médias de tratamentos diferentes de zero ($p=0,05$) em cinco dos oito intervalos de confiança. Com três intervalos de confiança indicando que os contrastes diferem de zero, está o método dos mínimos quadrados ordinários.

Verifica-se, no método clássico, que os contrastes que diferem de zero, com 95% de confiança foram: o primeiro contraste, em

que é testada a média da adubação mineral contra a média de todos os outros tratamentos; o sexto contraste, que testa a testemunha de composto de lixo contra as três doses utilizadas, e; o sétimo contraste, que testa a dose A do composto de lixo contra as suas outras duas doses. Pelo modelo geoestatístico, verifica-se que os métodos espaciais detectaram que outros contrastes, além dos anteriormente citados, também diferem de zero, sendo: o terceiro contraste, que testa a média da testemunha para o lodo de esgoto contra as suas três doses e o oitavo contraste que testa a diferença entre as médias da dose B e da dose C do composto de lixo.

Tabela 6. Resumo dos intervalos de confiança para contrastes entre médias de tratamentos

	MQO		MQG		MV	
	LI	LS	LI	LS	LI	LS
c_1	-2,67	-0,58	-2,11	-0,81	-2,11	-0,87
c_2	-0,38	1,02	-0,06	0,78	-0,04	0,76
c_3	-1,80	0,48	-1,85	-0,41	-1,79	-0,42
c_4	-0,71	1,71	-0,97	0,63	-0,88	0,64
c_5	-1,03	1,75	-0,58	1,22	-0,54	1,17
c_6	-3,50	-1,23	-3,02	-1,59	-2,99	-1,62
c_7	-2,88	-0,47	-2,10	-0,61	-2,09	-0,67
c_8	-1,71	1,08	-1,68	-0,07	-1,76	-0,06

CONCLUSÕES

Para os dados em estudo, foi detectada, pelo modelo geoestatístico, a presença de dependência espacial dentro dos blocos. Quando não foi utilizada a informação espacial, um número menor de contrastes de médias de tratamentos foi significativamente diferente de zero do que quando foi utilizada tal informação. Em particular, utilizando a informação espacial dos dados, outros contrastes de médias de tratamentos, além dos encontrados pelo método dos mínimos quadrados ordinários, foram indicados como significativamente diferentes de zero.

Através das medidas utilizadas para comparar os métodos de estimação dos contrastes estudados, tem-se que, para os dados do carbono-orgânico, o método que apresentou maior discrepância em relação ao verdadeiro valor do contraste foi o dos mínimos quadrados ordinários, seguidos pelo método do variograma com mínimos quadrados generalizados e pelo método da máxima verossimilhança, com a menor variação.

Os resultados sugerem que, em condições de experimentos de campo, deve-se sempre verificar a existência de estrutura espacial nos dados, e, estando esta presente, o modelo de análise deve ser o apropriado.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BARBIN, D.; **Planejamento e Análise Estatística de Experimentos Agrônômicos**. Arapongas: Midas, 2003. 194p.
- CRESSIE, N.; **Statistics for Spatial Data**. New York: John Wiley, 1993. 900p.
- CULLIS, B.R.; GLEESON, A.C.; Spatial analysis of field experiments - an extension to two dimensions. **Biometrics**, Arlington, v.47, n.4, p. 1449-1460, December, 1991.
- FISHER, R.A.; **The Design of Experiments**. Edinburgh: Oliver and Boyd, 1935. 252p.
- GRONDONA, M.O.; CRESSIE, N.; Using spatial considerations in the analysis of experiments. **Technometrics**, Columbus, v.33, p. 381-392, 1991.
- MARCIANO, C.R.; **Incorporação de resíduos urbanos e as propriedades físico-hídricas de um latossolo vermelho amarelo**. Piracicaba, 1999. 93p. Tese (Doutorado), Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" Universidade de São Paulo.
- PILON, A.A.; **Métodos para incorporação da dependência espacial na análise de dados experimentais**. Piracicaba, 2004. 128p. Dissertação (Mestrado), Escola Superior de Agricultura "Luiz

- de Queiroz" Universidade de São Paulo.
- R DEVELOPMENT CORE TEAM; R: A language and environment for statistical computing. **R Foundation for Statistical Computing**, Vienna, 2008.
- RIBEIRO Jr, P.J.; DIGGLE, P.J.; geoR: A package for geostatistical analysis. **R-News**, Vienna, v.1, n.2, p. 15-18, 2001.
- RIBEIRO Jr, P.J.; **Métodos estatísticos no estudo da variabilidade espacial de parâmetros do solo**. Piracicaba, 1995. 99p. Dissertação (Mestrado), Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" Universidade de São Paulo.
- VER HOEF, J.M.; CRESSIE, N.; Spatial statistics: analysis of field experiments. In SHEINER, S.M.; GUREVITCH, J. (Ed.). **Design and Analysis of Ecological Experiments**. London: Chapman and Hall, 1993. P. 319-341.
- ZIMMERMAN, D.L.; HARVILLE, D.A.; A random field approach to the analysis of field-plot experiments and other spatial experiments. **Biometrics**, Arlington, v.47, n.1, p. 223-239, 1991.